
财政教育支出与代际收入流动性

周 波 苏 佳^{*}

内容提要 代际收入流动性理论认为,政府的财政支出,特别是关于教育的财政支出可能改善子代的人力资本投资,缩小来自不同收入水平家庭子代的人力资本差异,从而对代际收入流动性产生影响。本文采用半参数可变系数部分线性模型来估计该影响,避免了线性模型所导致的模型误设问题。研究发现中国县级教育事业费支出的增加能降低代际收入弹性,有助于机会均等的实现,而文教科卫支出和全口径财政支出的影响相对较弱。

关 键 词 代际收入流动性 财政教育支出 SVCPL 模型

一 引言

机会均等一直是广为人们接受的公平目标,因而公共政策的一个重要目标就是尽量保证所有人能获得机会均等。衡量机会均等的最好指标之一就是代际收入流动性(Ichino 等 2011),而代际收入弹性又是衡量代际收入流动性的最好指标之一(Black 和 Devereux 2010)。^① 王海港(2005)、姚先国和赵丽秋(2006)、Gong 等(2010)以及齐豪等(2010)的研究表明中国的父子代际收入弹性至少在 0.5 以上。2008 年全国人均收入为 9797 元,而甘肃和贵州农民人均纯收入分别为 2724 和 2797 元,0.5 的代际收入弹性意味着一个出生于甘肃和贵州农村平均收入水平家庭的人一般需要 4 代人的

* 周波:对外经济贸易大学国际经济贸易学院 电子信箱:bozhou98@gmail.com;苏佳:厦门大学王亚南经济研究院。本文为对外经济贸易大学校级科研课题“代际收入流动性及其影响因素分析(11QD12)”的研究成果。作者感谢方颖、欧振中和齐豪的建设性意见,感谢两位匿名审稿人的宝贵意见。当然文责自负。

① 代际收入流动性等于 1 减代际收入弹性。

时间(100年左右)才能大致达到全国平均收入水平。^①就代际收入弹性而言,世界各国相应值分别为德国0.11、加拿大0.23、马来西亚0.26、芬兰0.28、瑞典0.28、南非0.44、英国0.4~0.6、美国0.4(Bjorklund和Jantti,1997;Corak和Heisz,1999;Couch和Dunn,1997;Dearden等,1997;Lillard和Kilburn,1995;Pekkarinen等,2009;Solon,1992;Zimmerman,1992)。^②与世界其他国家相比,中国的代际收入弹性是相当高的。因此,对中国而言,提高代际收入流动性是紧迫的任务。^③

以教育为代表的人力资本一直被认为是代际传递的主要机制(Becker和Tomes,1979;Solon,2004),财政教育支出是与父母一起对子女的人力资本进行的投资(Solon,2004)。

表1表明,2001年中国的预算内教育支出的地区差异极大,2001年河南初级中学均预算内教育经费支出仅为上海的14.9%。这使得我们有可能且有必要探索中国财政教育支出对代际收入流动性的影响。

如果财政教育支出能缩小对不同收入水平家庭子女人力资本投资水平的差距,那么它就会提高代际收入流动性(Solon,2004)。^④然而,Solon(2004)只是提供了一个理论模型,其实际效果需要通过经验研究加以说明。Mayer和Lopoo(2008)应用美国的数据和线性模型估计了该影响,他们通过比较人均财政支出水平高低不同的组别来考察财政教育支出对代际收入流动性的影响。按照Solon(2004)的模型,代际收入流动性或者说代际收入弹性将随财政教育支出水平的变化而变化,而这并不意味着财政教育支出对于代际收入弹性的影响是线性的,相反,从Mayer和Lopoo(2008)分组估计的结果来看,这一影响更可能是非线性的。也就是说,Mayer和Lopoo(2008)所用的线性模型可能并不合适。

① 这与我们“富不过三代”的传统观念相比多了一代人的时间。在不同收入阶层代际收入弹性相同的条件下,最高收入阶层和最低收入阶层到达平均收入水平所需的时间是相同的。

② 尽管Mazumder(2005)的研究中美国代际收入弹性估计值为0.6,Haider和Solon(2006)也认为收入在生命周期内的波动而带来的偏差会导致对代际收入弹性的低估,但是目前对于美国父子代际收入弹性的共识仍为0.4(Mayer和Lopoo,2008)。

③ 当然,关于目前中国代际收入流动性水平是过高还是过低的判断依赖于我们对于代际收入流动性或者代际收入弹性合理值的认定。对于其合理值的确认可能需要研究代际收入流动性对于经济增长或者个人幸福等的影响。然而,就作者所知,目前国内对此的相关研究尚属空白,其他国家的类似研究也十分薄弱,因此我们在本段中通过国际比较以及与中国传统观念的比较来获得关于中国代际收入流动性究竟是过高还是过低的判断。

④ 在此我们不考虑税收和转移支付的影响。实际上,就税收和转移支付制度而言,中国这方面的累进性并不明显,因此这样处理具有现实合理性。

表 1 2001 年城乡初级中学预算内教育经费支出 元					
地区	初级中学生均预算内教育支出	相对于上海的比例	地区	初级中学生均预算内教育支出	相对于上海的比例
上海	2861.90	1.000	内蒙古	684.85	0.239
西藏	2838.34	0.992	山东	642.47	0.224
北京	2467.93	0.862	山西	628.85	0.220
天津	1679.98	0.587	甘肃	616.22	0.215
青海	1132.32	0.396	河北	555.75	0.194
浙江	1030.25	0.360	湖北	555.08	0.194
广东	1012.09	0.354	重庆	531.40	0.186
江苏	940.81	0.329	陕西	515.94	0.180
新疆	938.42	0.328	四川	514.94	0.180
辽宁	934.19	0.326	广西	496.94	0.174
云南	930.71	0.325	江西	469.23	0.164
福建	814.90	0.285	湖南	468.77	0.164
吉林	784.97	0.274	安徽	458.63	0.160
宁夏	774.18	0.271	贵州	450.20	0.157
黑龙江	740.98	0.259	河南	425.90	0.149
海南	719.76	0.251			

数据来源: 生均预算内教育经费支出来自《中国教育经费统计年鉴 2001》。

本文的贡献主要有两点: 第一, 运用 Fan 和 Huang(2005) 的半参数可变系数部分线性模型(semiparametric varying coefficient partially linear model, SVCPL 模型) 估计了财政(教育) 支出水平对父子代际收入弹性的影响, 避免了使用线性模型所导致的模型误设; 第二, 在合理估计代际收入弹性和选取公共支出类型与时期的基础上, 考察了中国财政(教育) 支出水平对父子代际收入弹性的影响。在线性模型中, 我们未能发现中国财政(教育) 支出对代际收入弹性存在统计上显著影响的证据; 在 SVCPL 模型中, 我们发现中国的代际收入弹性随着财政教育支出的增加而降低, 但受文教科卫支出和整体财政支出的影响较小, 也就是说财政教育支出的增加有助于提高中国的代际收入流动性和机会均等的实现, 而文教科卫支出和整体财政支出对此影响有限。

本文以下部分安排为: 第二部分为文献综述; 第三部分为计量模型; 第四部分为数据描述; 第五部分为经验结果以及稳健性分析; 最后为结论。

二 文献综述

自 Becker 和 Tomes(1979) 的开创性研究以来,关于代际收入流动性的研究文献大量涌现。Solon(1992) 、Zimmerman(1992) 、Mazumder(2005) 、Haider 和 Solon(2006) 以及 Muller(2010) 对代际收入弹性进行了估计,而 Bjorklund 和 Jantti(1997) 、Couch 和 Dunn(1997) 、Solon(2002) 、Jantti 等(2006) 以及 Black 和 Devereux(2010) 则发现该弹性不但在国与国之间存在差异,也可能随时间而变化(Mazumder, 2005; Aaronson 和 Mazumder, 2008; Lee 和 Solon, 2009; Black 和 Devereux, 2010) 。最新的发展是区分收入代际传递多少由遗传所致,多少由营养所致,多少通过父母收入直接发生联系,多少由父母收入通过受教育水平等中间变量发生作用(Black 和 Devereux, 2010) 。尽管公共政策的一个重要目标是保证所有公民机会均等,但是我们对公共政策如何影响代际收入弹性,进而实现其政策目标仍然知之甚少。^①

Solon(2004) 拓展了 Becker 和 Tomes(1979) 的模型,子女的人力资本不再只由父母来投资,政府也可以投资,并以此来解释代际收入流动性的国别差异和随时间的变化。对该模型提出的假设进行检验有利于增进我们对公共政策如何影响代际收入弹性的认识。Mayer 和 Lopoo(2008) 假设低收入的父母在对子女的人力资本进行投资时会面临信贷约束,高收入的父母则不会面临这一问题;又假设政府的财政(教育)支出能提高来自低收入家庭孩子的人力资本投资水平,而对来自高收入家庭孩子的人力资本投资水平则没有影响。他们利用财政(教育)支出在美国各州间的差异以及不同时期的差异研究了财政(教育)支出对代际收入弹性的影响。其中,将所有个人在 15 ~ 17 岁时州儿童人均财政(教育)支出水平的平均值按高、中和低水平划分为三个组别,然后运用倍差法发现人均财政(教育)支出水平高的组别的代际收入弹性比低的组高出 0.174,而人均财政(教育)支出处于高水平的组别与中等水平的组别以及中等水平的组别与低水平的组别之间的代际收入弹性差异均不明显。

按照 Solon(2004) 的模型,代际收入流动性或者说代际收入弹性将随财政(教育)支出水平的变化而变化,Mayer 和 Lopoo(2008) 的分组估计结果进一步暗示财政(教育)支出对代际收入弹性,即父亲收入系数的影响为非线性。他们使用线性模型来估

^① 就我们所知,关于公共政策影响代际收入弹性的研究仅有 Mayer 和 Lopoo(2008) 以及 Pekkarinen 等(2009) 。芬兰于 20 世纪 70 年代开始将学生的职业教育和普通教育分流的年龄由 11 岁推迟到 16 岁,Pekkarinen 等(2009) 发现该教育改革将芬兰的代际收入弹性由 0.30 降低至 0.23。

计该影响,就可能对其估计结果产生偏误。为了避免模型误设带来的偏差,本文将利用 SVCPL 模型来估计中国财政(教育)支出水平对父子代际收入弹性的影响。

三 计量模型及其估计

通常研究者使用如下线性模型来估计代际收入弹性:

$$\ln Y_{ic} = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_{ip} + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中,下标 i 表示第 i 对父子配对,下标 c 表示儿子,下标 p 表示父亲,被解释变量 $\ln Y_{ic}$ 为儿子永久性收入的对数,解释变量 $\ln Y_{ip}$ 为父亲永久性收入的对数,变量 ε_i 为扰动项。

由于个人永久性收入往往不可观测,因此研究者用某年收入或者从三五年到十几年或二十几年的多年平均收入作为永久性收入的代理变量(Solon,1992; Zimmerman, 1992; Mazumder 2005; Haider 和 Solon 2006)。再考虑到个人收入随年龄增长而变化,一般而言,人们的收入在 40 岁左右达到最高水平,故研究者们经常在控制变量中添加儿子的年龄和年龄的平方项以及父亲的年龄和年龄的平方项(Solon,1999; Black 和 Devereux 2010)。因此,实际的估计模型一般为:

$$\ln Y_{ic} = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_{ip} + \gamma Z_i + u_i \quad (2)$$

其中,下标 i 表示第 i 对父子配对,下标 c 表示儿子,下标 p 表示父亲,被解释变量 $\ln Y_{ic}$ 为儿子年收入或多年平均收入的对数,解释变量 $\ln Y_{ip}$ 为父亲年收入或多年平均收入的对数。控制变量 Z_i 包含父亲和儿子的年龄及其年龄的平方项,^①变量 u_i 为扰动项。

考虑到财政(教育)支出对人力资本投资的影响,^②我们在控制变量中加入了县级财政(教育)支出水平的对数,最终得到线性模型:

$$\ln Y_{ixt} = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_{ipxt} + \beta_2 \ln G_{xt} + \gamma Z_{ixt} + u_{ixt} \quad (3)$$

其中,下标 i 表示第 i 对父子配对,下标 t 表示儿子出生年份,下标 x 表示县。 $\ln Y_{ixt}$ 为 x 县第 i 对父子配对的儿子收入的对数,该儿子出生于第 t 年; $\ln Y_{ipxt}$ 为 x 县第

① 本文还加入了儿子收入的年虚拟变量。

② 我们并非认为只有人力资本会影响代际收入流动性,或者说人力资本是代际收入传递的唯一途径。不可否认的是人力资本是代际收入传递的一个极为重要,甚至主要的途径,本文试图考察财政(教育)支出通过人力资本途径对代际收入流动性的影响。至于代际收入传递的其他可能途径,我们认为也是非常值得研究的,不过由于数据的限制,我们未能在此一并考虑。

i 对父子配对的父亲收入的对数。 $\ln G_{xt}$ 表示第 t 年出生的儿子在 10 ~ 14 岁期间其所在 x 县 7 ~ 15 岁儿童人均财政(教育)支出水平的 5 年平均值。这一年龄段相当于小学五六年级和初中阶段,这一阶段的财政支出,特别是教育、卫生等方面财政支出的增加可能会对这一时期的少年儿童的人力资本投资影响较大。控制变量 Z_{ixt} 与模型(2)的控制变量 Z_i 相同,变量 u_{ixt} 为扰动项。

对于天赋相同的两个孩子,一个来自高收入家庭,另一个来自低收入家庭。如果政府的财政(教育)支出促进了这两个孩子,特别是来自低收入家庭的孩子的人力资本投资,那么与没有政府财政(教育)支出的情形相比,来自于低收入家庭的孩子可能因为人力资本增加较多而导致未来收入增加较多。这意味着孩子收入受其父亲收入的影响会减弱,即系数 β_1 可能随着财政(教育)支出水平的上升而变小。因此,我们给出了一个半参数可变系数部分线性模型:^①

$$\ln Y_{ixt} = \beta_0 + \ln Y_{ipxt} \cdot \beta_1(\ln G_{xt}) + \beta_2 \ln G_{xt} + \gamma Z_{ixt} + v_{ixt} \quad (4)$$

其中,系数 β_1 为财政(教育)支出水平 $\ln G_{xt}$ 的函数,变量 v_{ixt} 为扰动项,其余变量与(3)式相同。

Fan 和 Huang(2005)给出了对于模型(4)的剖面最小二乘估计(profile least-squares estimation)。该方法需先估计如下模型的非参数部分:

$$\ln Y_{ixt}^* = \ln Y_{ipxt} \cdot \beta_1(\ln G_{xt}) + v_{ixt} \quad (5)$$

其中, $\ln Y_{ixt}^* = \ln Y_{ixt} - \beta_0 - \beta_2 \ln G_{xt} - \gamma Z_{ixt}$ 。这就将模型(4)由可变系数部分线性模型转化成了可变系数模型(5)。对于系数函数 $\beta_1(\ln G_{xt})$,我们可以用局部线性估计法来估计,也就是找到合适的 (a_1, b_1) 来最小化:^②

$$\sum_{i=1}^n \{ \ln Y_{ixt}^* - [a_1 + b_1(\ln G_{ixt} - \ln G_0)] \ln Y_{ipxt} \}^2 K_h(\ln G_{ixt} - \ln G_0) \quad (6)$$

其中 K 为一个 Kernel 函数, h 为宽窗, $K_h(\cdot) = K(\cdot/h)/h$ 。^③

下面我们用矩阵形式来表达:

$$Y_C = (\ln Y_{1ixt}, \dots, \ln Y_{nixt})^T$$

$$Z = (Z_1, \dots, Z_n)^T$$

① 本文隐含地假设了财政教育支出对不同天赋的个体具有相同的影响,这可能会导致一定的误差。

② 为表达方便起见,我们在下式中引入 $\ln G_{ixt}$ 表示第 t 年出生的儿子 i 在 10 ~ 14 岁期间其所在 x 县 7 ~ 15 岁儿童人均财政(教育)支出水平的 5 年平均值。注意,对于同一年出生于同一县的儿童而言,其人均财政(教育)支出水平是相同的。这也是之前未引入 $\ln G_{ixt}$ 的原因所在。

③ $\ln G_0$ 来自于对 $\beta_1(\ln G_{xt})$ 的泰勒展开。

$$\begin{aligned}
Z_i &= (\ln G_{xt} \quad Z_{ixt})^T \\
Y_P &= (\ln Y_{1pxt}, \dots, \ln Y_{npxt})^T \\
W_g &= \text{diag}(K_h(\ln G_{1xt} - \ln G), \dots, K_h(\ln G_{nxt} - \ln G)) \text{ ①} \\
\delta &= (\beta_2 \quad \gamma)^T \\
M &= \begin{pmatrix} \beta_1(\ln G_{1xt}) \ln Y_{1pxt} \\ \vdots \\ \beta_1(\ln G_{nxt}) \ln Y_{npxt} \end{pmatrix} \\
D_g &= \begin{pmatrix} \ln Y_{1pxt} & \frac{\ln G_{1xt} - \ln G}{h} \ln Y_{1pxt} \\ \vdots & \vdots \\ \ln Y_{npxt} & \frac{\ln G_{nxt} - \ln G}{h} \ln Y_{npxt} \end{pmatrix}
\end{aligned}$$

这样,式(6)可以写成:

$$Y_C - Z\delta = M + v \quad (7)$$

而问题(7)的解如下:

$$[\hat{a}_1(\ln G) \quad \hat{h}\hat{b}_1(\ln G)]^T = (D_g^T W_g D_g)^{-1} D_g^T W_g (Y_C - Z\delta)$$

M 的估计值则为:

$$\hat{M} = \begin{pmatrix} (\ln Y_{1pxt} 0) \quad (D_{g1}^T W_{g1} D_{g1})^{-1} D_{g1}^T W_{g1} \\ \vdots \\ (\ln Y_{npxt} 0) \quad (D_{gn}^T W_{gn} D_{gn})^{-1} D_{gn}^T W_{gn} \end{pmatrix} (Y_C - Z\delta) = S(Y_C - Z\delta) \quad (8)$$

上式中,平滑矩阵(smoothing matrix) S 只依赖于观测值 $(\ln Y_{ipxt}, \ln G_{ixt})$ $i=1, \dots, n$ 。

将 \hat{M} 代入模型(7)得到:

$$(I - S)Y_C = (I - S)Z\delta + v \quad (9)$$

再运用最小二乘法估计上式,我们可以获得参数估计值:

$$\hat{\delta} = [Z^T (I - S)^T (I - S) Z]^{-1} Z^T (I - S)^T (I - S) Y_C \quad (10)$$

进而可以得到:

$$\hat{M} = S(Y_C - Z\hat{\delta}) \quad (11)$$

对于参数部分,宽窗 h 的选择对于估计结果影响不大,而对于非参数部分,宽窗的

① $\ln G$ 为 $\ln G_0$ 邻域内的一点。

不同选择直接导致不同估计结果,因此,本文首先在估计(10)式时选择一个较小的宽窗,这样可以降低估计偏误;对于(11)式估计用广义交叉验证(Generalized Cross-Validation, GCV)来选择最优宽窗。

四 数据描述

本文的数据要求相匹配的个人数据和财政支出数据。个人数据来自于“中国健康与营养调查(CHNS)”1997和2000年共2期的调查数据。^①该调查项目是由中国疾病预防控制中心营养与食品安全所和美国北卡罗来纳大学人口研究中心合作设计和实施的,选取了广西、贵州、黑龙江、河南、湖北、湖南、江苏、辽宁和山东等9个省(自治区)54个县(市)共约4400户居民进行跟踪调查。该调查所选取的9个省(自治区)中2个来自西部地区,4个来自中部地区,3个来自东部地区。1997年,辽宁省未纳入调查范围。该调查在每个省(自治区)选取2个市区和4个县进行调查,2个市区一般包括省会城市和一个低收入城市,不过有2个省调查的是另一个大城市而非省会城市;4个县是根据收入分层之后随机选取的。

首先,本文选取各县年龄为16~65岁未在学的成年男性受访者作为研究对象。^②本文研究的代际收入弹性只专注在父子之间,而未考虑母子间的代际收入弹性。这是因为妇女劳动者的劳动供给决策除了受到其个人和婚前家庭因素的影响外,还受到其配偶收入水平等因素的影响。^③另外,考虑到样本的数量及其纵向深度,我们将样本的年龄限制在16岁以上的未在学男子。我们使用儿子最晚一年收入作为因变量的理由在于长期收入较高的个人通常拥有较高的收入增长率,其在工作生涯早期与长期收入较低的个人间的收入差距反而较小,因此,使用儿子早期的即期收入作为因变量会低估个人之间长期收入的差距,从而导致回归结果向下偏误。不过,齐豪等(2010)考察了20~65岁年龄段的样本,发现代际收入弹性的估计结果与16~65岁年龄段的结果类似。在同一父亲对应多位子女的情况下,我们选择年龄最大的儿子作为配对对象。这样做至少有两个好处:第一,在数据允许的范围内,尽量避免使用过早的收入数据作为因变量引起可能的测量误差;第二,扩展了样本包含数据的纵向深度,在一定

① 在进行父子样本配对和查找“中国健康与营养调查”所覆盖的具体县和市区时,我们采用了该调查1991、1993、2004和2006年4期的数据。

② 在说明财政支出数据时,我们将阐述仅选取来自各县样本的理由。

③ 关于代际收入弹性的文献,研究得最多的是父亲和儿子收入的弹性。与代际收入流动性的文献具有更多的可比性也是我们选择研究父亲和儿子的收入弹性的原因之一。

程度上避免了受教育较多的个人因职业生涯开始较晚而在早期样本中缺乏收入数据的问题。^①

其次,在处理收入变量时,我们还考虑了中国社会经济的快速发展对劳动力市场的影响,即出生于不同年代个人收入的可比性问题。自改革开放以来,中国社会经济发生巨变,简单地将出生于不同年代人的收入加以比较,并不能真实反映其经济地位的差异性。因而,本文在收入数据的处理上,首先按 CHNS 提供的通货膨胀指数计算按 2000 年价格测度的不同年份的收入调查数据,然后将全样本中所能观测到的男性劳动者按儿子的出生年份逐年分组计算各个组别的平均收入,最后以个人收入相对组别平均收入的离差作为最终进入回归方程的变量。通过这样的处理,我们希望能够比较真实地反映不同年代出生的人相对其同时代出生的人所处的经济地位,从而为代际收入流动性的度量提供比较可靠的数据。

再次,我们以父亲 1997 和 2000 年这两期的平均收入作为其永久性收入的代理变量。这主要是出于两点考虑:其一,用单期收入作为永久性收入的代理变量会存在较大的误差,从而引致代际收入弹性估计值出现较大的向下偏误;其二,用更多期的平均收入作为永久性收入的代理变量会导致样本数量的大幅度减少。齐豪等(2010)指出,较之于两期平均收入,以三期平均收入作为永久性收入的代理变量的确能使代际收入弹性的估计更精确。但是本文的重点在于考察财政(教育)支出对代际收入弹性的影响,而非估计代际收入弹性本身,因此使用两期平均收入作为永久性收入的代理变量并不会影响本文的结论。

最后,我们所使用的财政支出是从 1984~2001 年的县级数据,包括 10~14 周岁儿童人均教育事业费支出、人均文教科卫支出和人均预算内地方财政支出三项。由于市区的教育事业费支出包含了对于高等教育的支出,我们难以将其与其他层次教育的支出区分开来,而来自其他地区的高等教育支出的受益者没有进入样本,这使得我们不能将市区的财政教育支出与其受益者对应起来,因此我们放弃了所有来自城市的样本。截至 2001 年,“中国健康与营养调查”所涉及的县均没有大学,故这些县的财政教育支出不受高等教育的影响。各县的财政教育支出数据来自于历年的《广西统计年鉴》、《贵州统计年鉴》、《黑龙江统计年鉴》、《河南统计年鉴》、《湖北统计年鉴》、《湖

① 相对于子辈而言,父亲在接近晚年人生阶段时的收入水平可能受到其退休决策等其他非个人能力因素的影响,因此,经验研究在选择父亲的收入数据时,一般选择其可观测到年龄最小 1 年的数据,我们也用了相同的定义方式。齐豪等(2010)在估计代际收入弹性时发现,基于 16~60 岁样本的回归结果与基于 16~65 岁样本的结果类似。

南统计年鉴》、《华东地区统计年鉴》、《江苏统计年鉴》、《山东财政五十年 1949 ~ 1999》、《山东统计年鉴》、《中国财政统计年鉴》和《中国城市统计年鉴》。另外还包括《广西财政年鉴 1985》、《广西财政年鉴 1985 ~ 1989》、《广西财政年鉴 1990 ~ 1994》、《广西财政统计资料汇编 1994 ~ 2003》以及某些省或县市的年鉴(个别县(市)个别年份的财政支出数据来自中国年鉴数据网)。不过,我们仍然只获得了部分县分年份的财政支出数据。我们所使用的个人数据来自“中国健康与营养调查”的 32 个县,三项财政支出数据为 1984 ~ 2001 年,合计 18 年,观测值应为 576 个,而我们获得的预算内地方财政支出、教科文卫支出和教育事业费支出观测值分别为 405、173 和 153 个。

对于缺失的预算内地方财政支出数据,我们采用两种方法补全。其一,假设某县的预算内地方财政支出与该县所在市的其余县预算内地方财政支出的时间变化趋势相同;其二,假设财政支出数据缺失县的预算内地方财政支出年增长速度的变化趋势与其所在省或自治区的该增长速度的变化趋势相同。这样我们就可以利用处于同一市的所有县的预算内地方财政支出数据或者省一级的预算内地方财政支出数据拟合出所有县的预算内财政支出数据。对于各县缺失的教科文卫支出和教育事业费支出数据,我们也用了类似的方法来拟合。所有财政支出数据都根据商品零售价格指数调整到了 2000 年的价格水平。^①

人均财政支出是用该县的财政支出除以当年该县 7 ~ 15 周岁儿童人口数得到。各县 7 ~ 15 周岁儿童人口数是基于各县的农业人口数和非农业人口数以及其所在省农村和城市分年龄的人口比例计算得出,而农业人口数和非农业人口数以及分年龄的人口比例来自于历年的《中华人民共和国全国分县市人口统计资料》、《中国城市统计年鉴》、《中国 2000 年人口普查资料(上册)》和《中国性别统计资料: 1990 ~ 1995》或根据其计算得到。

对于特定的父子配对而言,人均财政支出选用的是子代所在县 7 ~ 15 周岁儿童人均财政支出的 5 年平均值(子代处于 10 ~ 14 周岁期间)。这主要出于两点考虑:其一,当儿子上学和身体发育时,财政(教育)支出对儿子人力资本形成的影响可能更大;其二,10 ~ 14 周岁大致相当于小学五六年级和初中阶段,在上世纪 80、90 年代,9 年义务教育尚未普及,因而政府的支出水平对于子代是否上学的影响可能较大。

① 广西壮族自治区所辖的县和市区的财政支出数据较为齐全,这为我们提供了一个通过比较实际数据与拟合数据从而检验这两种数据拟合方法的可靠性的机会。对于预算内地方财政支出,通过这两种方法得到的拟合值与实际值的误差分别极少超过 1% 和 2%;对于教育事业费支出占教科文卫支出,其误差极少超过 2.5%,拟合值和实际值误差大的情况也就在 3% 左右。关于财政支出数据来源和处理的详细描述可向作者索取,人口数据同。

从表 2 中,我们可以发现儿子平均年龄为 24.8 岁,父亲平均年龄为 50.1 岁。儿子年收入均值为 7963 元,较父亲两期平均收入 6246 元为高。儿子 10~14 周岁时其所在县的该年龄段儿童人均教育事业费支出、人均文教科卫支出和人均预算内地方财政支出对数的 5 年平均值的均值分别为 5.371、5.775 和 6.755。当 3 项财政支出不取对数时,人均教育事业费支出、人均文教科卫支出和人均预算内地方财政支出最高的县分别为最低县的 17.08、16.24 和 21.48 倍。这说明各地区间的财政支出水平差异极大。在表 3 和表 4 中,我们分别给出了人均文教科卫支出和人均预算内地方财政支出可观测时的样本描述性特征值,这些描述性特征值与表 2 中的描述性特征值相差无几。也就是说,表 3 和表 4 中的样本与表 2 中的样本并无明显差异。

表 2 样本描述性特征值

	子 辈		父 辈		教育事业 费支出	文教科 卫支出	预算内地方 财政支出
	年龄	年收入	年龄	年收入			
均值	24.755	7963	50.085	6246	5.371	5.775	6.755
标准差	3.899	9859	5.149	7186	0.445	0.401	0.409
样本量	228	228	228	228	228	228	228
最小值					31.64	53.77	145.72
中位值	24.61	6356.61	49.68	4551.20	221.88	319.78	878.90
最大值					540.46	873.34	3129.97

说明: 财政支出都是人均值,均值和标准差取对数,最小值、中位值和最大值没有取对数;年收入和财政支出的单位均为元。下表同。

表 3 样本描述性特征值

	子 辈		父 辈		教育事业 费支出	文教科 卫支出	预算内地方 财政支出
	年龄	年收入	年龄	年收入			
均值	24.648	7914	50.010	6139	5.371	5.766	6.750
标准差	3.833	9788	5.497	7016	0.445	0.4137	0.4371
样本量	246	246	246	246	228	246	246

表 4 样本描述性特征值

	子 辈		父 辈		教育事业 费支出	文教科 卫支出	预算内地方 财政支出
	年龄	年收入	年龄	年收入			
均值	24.527	7982	50.132	6012	5.371	5.766	6.709
标准差	3.765	11 951	5.520	6919	0.445	0.4137	0.4497
样本量	299	299	299	299	228	246	299

五 估计结果

本部分分为4小节,第1小节给出了基于线性模型(2)和(3)的估计结果;第2小节进行了模型设定检验;第3小节给出了基于SVCPL模型(4)的估计结果;第4小节做了稳健性分析。

(一) 基于线性模型的估计结果

表5给出了以父亲1997和2000年两期的平均收入来估计线性模型(2)和(3)所得到的代际收入弹性估计值。前两列是基于模型(2)的估计结果,区别在于第1列使用了来自县的所有样本,而第2列只使用了其中人均教育事业费支出可观测的样本,前者的样本数为366个,后者的样本数为228个。在第1列中,我们得到的父子间代际收入弹性估计值为0.385;在第2列中,我们得到的该估计值为0.423,比第1列的估计值稍大。在第3列中,我们引入了儿童人均教育事业费支出,也就是基于模型(3)

表5 基于父亲两期平均收入的OLS回归结果

	1	2	3	4
父亲收入	0.385*** (0.090)	0.423*** (0.108)	0.426*** (0.108)	2.751* (1.582)
人均教育事业费支出			0.124 (0.246)	0.142 (0.245)
人均教育事业费支出×父亲收入				-0.428 (0.295)
年龄	0.064 (0.175)	0.026 (0.248)	-0.048 (0.251)	0.049 (0.250)
年龄平方	-0.000 (0.003)	0.001 (0.005)	0.000 (0.005)	0.000 (0.005)
父亲年龄	0.415* (0.238)	0.554* (0.324)	0.558* (0.323)	0.588* (0.323)
父亲年龄平方	-0.008*** (0.002)	-0.006** (0.003)	-0.006* (0.006)	-0.006** (0.003)
年哑变量	是	是	是	是
常数项	-10.708 (6.586)	-13.439 (8.805)	-14.685* (8.368)	-15.430* (8.387)
R ²	0.127	0.170	0.171	0.182
样本量	366	228	228	228

说明:***、**和*分别表示系数在1%、5%和10%的水平上统计显著,括号内为标准误,下表同。

进行估计。我们发现代际收入弹性估计值为 0.426,而人均教育事业费支出系数为正,但不显著。考虑到政府教育支出可能会更多地影响低收入家庭父母对其子女入学的决策,从而影响对子女的人力资本投资,进而影响孩子的收入。我们在第 4 列中加入了人均教育事业费支出与父亲收入的交互项,发现人均教育事业费支出及其交互项的系数均在统计上不显著。这就是说,我们未能发现政府教育支出影响儿童人力资本投资,进而影响收入的证据。这些系数在统计上的不显著可能因为政府教育支出对孩子人力资本投资的影响非常小,也可能因为政府教育支出对孩子人力资本投资的影响属于非线性的,我们用线性模型难以捕捉到这种非线性的影响。

为了进一步考察财政教育支出对子女人力资本投资,进而对代际收入流动性(代际收入弹性)的影响,我们将样本按照人均财政教育支出水平的高低划分为不同的组,然后分组估计代际收入弹性,具体划分标准及结果见表 6。表 6 第 1、2 和 3 列给出了将全部样本按人均财政教育支出水平分为低、中和高 3 组分别估计模型(2)的结果。我们发现,人均财政教育支出水平低的县的代际收入弹性比人均财政教育支出水平处于中和高两组的县的代际收入弹性分别高出 0.40 和 0.41 左右。在表 6 第 4 和 5 列中,我们分别利用来自于人均财政教育支出水平处于最低的 40% 和最高的 40% 的县样本估计模型(2)。我们发现人均财政教育支出水平处于最低的 40% 的县代际收入弹性比人均财政教育支出水平处于最高的 40% 的县的代际收入弹性高出 0.28 左右。在表 6 第 6 和 7 列中,我们分别利用来自于人均财政教育支出水平处于最低的 50% 和最高的 50% 的县的样本估计模型(2)。我们发现人均财政教育支出水平处于最低的 50% 的县的代际收入弹性比人均财政教育支出水平处于最高的 50% 的县的代际收入弹性高出 0.29 左右。

由于估计代际收入弹性对于数据提出了很高的要求,一般而言,用来估计代际收入弹性的样本量都比较小,分组估计代际收入弹性会产生更加严重的样本量不足问题,因而估计一般不很精确。另外,不同的分组法不可避免地带有主观色彩,我们很难依据客观的标准来分组。尽管根据不同的分组样本得到的代际收入弹性估计值并不一致,但我们可以推定财政教育支出极有可能会影响代际收入弹性,只根据分组估计的结果我们并不清楚这种影响究竟是线性的,还是非线性的。

假设财政教育支出对于代际收入弹性具有线性影响,那么我们用含有父亲收入和人均财政教育支出交互项的线性模型应该可以捕捉到该影响。然而,如表 5 最后 1 列所示,交互项的系数不显著。另外,我们还估计了交互项包含财政教育支出平方项和 3 次方项的模型,均未发现统计上显著的影响。总之,在线性模型中,我们未能发

现财政教育支出对代际收入弹性具有显著影响的证据。

表 6 基于不同子样本估计的代际收入弹性

	低中高三组			低、高各 40% 样本		低、高两组	
	1	2	3	4	5	6	7
父亲收入	0.697 ^{***} (0.220)	0.301 [*] (0.180)	0.284 (0.192)	0.656 ^{***} (0.170)	0.372 ^{**} (0.174)	0.582 ^{***} (0.158)	0.295 [*] (0.154)
年龄	-0.747 (0.483)	0.667 (0.511)	0.304 (0.449)	-0.696 (0.434)	0.630 [*] (0.376)	-0.725 [*] (0.377)	0.564 (0.387)
年龄平方	0.014 (0.009)	-0.011 (0.010)	-0.003 (0.009)	0.013 (0.007)	-0.010 (0.007)	0.013 [*] (0.007)	-0.009 (0.007)
父亲年龄	0.768 (0.539)	0.662 (0.657)	0.760 (0.551)	0.661 (0.509)	0.606 (0.478)	0.330 (0.513)	0.835 (0.507)
父亲年龄平方	-0.007 (0.005)	-0.007 (0.006)	-0.008 (0.006)	-0.006 (0.005)	-0.007 (0.005)	-0.003 (0.005)	-0.009 [*] (0.005)
年哑变量	是	是	是	是	是	是	是
常数项	-9.031 (16.124)	-24.428 [*] (17.234)	-22.502 (14.476)	-6.687 (15.073)	-23.002 [*] (12.549)	2.507 (15.272)	-27.110 ^{**} (12.961)
R ²	0.243	0.195	0.219	0.272	0.210	0.216	0.201
样本量	76	76	76	92	96	114	114

说明: 子样本按照教育事业费支出水平来划分, 第 1 列为最低的 1/3 的样本, 第 2 列为中间 1/3 的样本, 第 3 列为最高的 1/3 的样本; 第 4 列为最低的 40% 的样本; 第 5 列为最高的 40% 的样本; 第 6 列为最低的 50% 的样本; 第 7 列为最高的 50% 的样本。

有鉴于此, 我们考虑使用模型(4)来捕捉极可能存在的财政教育支出对代际收入弹性的非线性影响。为了进一步确定我们面临的非线性影响, 需要对模型设定进行检验, 以验证我们所使用的线性模型(3)存在模型误设问题。

(二) 模型设定检验

在模型(4)中, 可变系数 $\beta_1(\ln G_{it})$ 允许父亲收入对儿子收入的影响随政府教育支出水平的变化而变化; 而在模型(3)中, 系数 β_1 为常数, 即父亲收入对儿子收入的影响与财政教育支出水平无关。究竟是模型(3)还是模型(4)适合, 须通过模型设定检验才能确定。我们考虑的假设检验如下:

$$H_0: \beta_1(\ln G_{it}) = \beta_1$$

$$H_1: \beta_1(\ln G_{it}) \neq \beta_1$$

其中, β_1 为常数。Fan 等(2001)以及 Fan 和 Huang(2005)给出了一个广义似然比

统计量(generalized likelihood ratio statistics GLR 统计量) :

$$T_0 = \frac{n}{2} \log \frac{RSS(H_0)}{RSS(H_1)}$$

$$\text{其中, } RSS(H_0) = \sum_{i=1}^n (\ln Y_{icxt} - \tilde{\beta}_0 - \ln Y_{ipxt} \cdot \tilde{\beta}_1 - \tilde{\beta}_2 \ln G_{xt} - \tilde{\gamma} Z_{ixt})^2$$

$$RSS(H_1) = \sum_{i=1}^n (\ln Y_{icxt} - \hat{\beta}_0 - \ln Y_{ipxt} \cdot \hat{\beta}_1 (\ln G_{xt}) - \hat{\beta}_2 \ln G_{xt} - \hat{\gamma} Z_{ixt})^2$$

上两式中, $\tilde{\beta}_0$ 、 $\tilde{\beta}_1$ 、 $\tilde{\beta}_2$ 和 $\tilde{\gamma}$ 为原假设 H_0 下的 OLS 估计值, $\hat{\beta}_0$ 、 $\hat{\beta}_1$ 、 $\hat{\beta}_2$ 和 $\hat{\gamma}$ 为备择假设 H_1 下的剖面最小二乘估计值(Fan 和 Huang 2005)。

表 7 模型设定检验: 检验某项财政支出的
系数是否为常数

	GLR 统计量	P 值
教育事业费支出	12.248	0.000
教科文卫支出	11.080	0.000
预算内地方财政支出	5.488	0.000

表 7 列出了基于不同财政支出口径的模型设定检验的结果。该表第 1 行显示对应于教育事业费支出的 GLR 统计量为 12.248, 其对应的 P 值为 0.000。这表明即便在 1% 的水平上原假设也被拒绝, 线性模型存在模型误设,

SVCPL 模型更为合适。换言之, 财政教育支出水平确实会影响代际收入弹性。再考虑到表 5 最后 1 列表明包含交互项的线性模型并不能捕捉财政教育支出对于代际收入弹性的影响, 这更增强了我们使用 SVCPL 模型的信心。

(三) 基于 SVCPL 模型的估计结果

SVCPL 模型的估计结果分为参数部分和可变系数部分, 参数部分的估计结果见表 8, 可变系数部分的估计结果则见图 1。^① 在图 1 中我们可以发现, 当人均教育事业费支出在小于 5.7 的区间内时, 可变系数, 即代际收入弹性的估计值显著异于零。从整体上看, 代际收入弹性随着财政教育支出的增长而下降, 而且下降的速度越来越快。不过, 在财政教育支出低于 4.8 的这一小段, 代际收入弹性随着财政教育支出的增长不降反增。该现象可能是因为在此区间内的样本量很小, 因而估计不够精确。不过当财政教育支出水平较低且整体教育水平不高时, 如果高收入家庭在利用财政教育资源方面较之于低收入家庭占有优势, 那么代际收入弹性确实可能随财政教育支出的增长而上升。无论是样本量的问题, 还是财政教育支出在不同收入阶层之间分配的公平问题都只能留待进一步的研究来解决。尽管如此, 这并不影响我们关于代际收入弹性随

① 对于半参数模型的估计往往由于在两端的观测值较少而不精确, 因此我们在两端各去掉了 5% 的样本。

着财政教育支出的增长而下降的结论。^①

从理论上来说,子女的人力资本投资主体既包括父母,也包括政府(Solon, 2004)。假设政府不进行人力资本投资,来自低收入家庭的父母在对子女进行人力资本投资时将面临借贷约束,而来自高收入家庭的父母在对其子女进行人力资本投资时不存在借

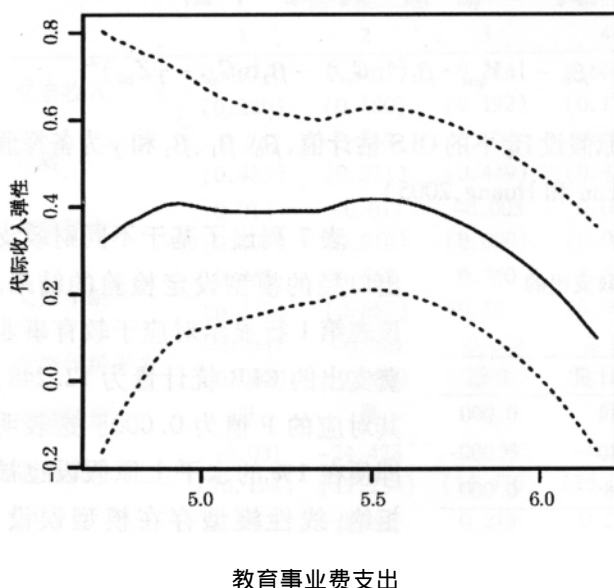


图1 父亲收入系数与教育事业费支出

说明:纵轴表示父亲收入的系数,即代际收入弹性,横轴表示人均教育事业费支出的对数,实线表示可变系数 $\beta_1(\ln G_{ist})$ 的估计值,虚线表示在95%的水平上的置信区间。随着财政教育支出的不断增加,来自不同收入水平家庭的孩子的人力资本差异将进一步缩小,代际收入弹性将进一步变小,代际收入流动性将更高。因此代际收入弹性会随着财政教育支出水平的提高而下降。

当财政教育支出水平不是那么高时,财政教育支出缩小不同收入水平家庭人力资本投资差异的作用可能并不明显,因而代际收入弹性并未随财政教育支出水平的变化而出现明显的变动,也即如图1中教育事业费支出处于4.8~5.2的区间的情形。^② 当

① 实际上,在财政教育支出低于4.8这一小段的代际收入弹性估计值都没有超出财政教育支出处于4.8~5.2之间的代际收入弹性估计值的置信区间,我们难以根据财政教育支出低于4.8的区间内代际收入弹性估计值的上升而非非常有把握地认为在此存在明显的代际收入弹性随财政教育支出增长而上升的过程。

② 如前文所提到的,当财政教育支出低于4.8时,样本量很小,从而估计不够精确。因此,我们并不认为代际收入弹性在财政教育支出低于4.8的区间内与4.8~5.2的区间内一定存在差异。

财政教育支出水平不断提高时,财政教育支出对于全社会人力资本投资的影响变得日益重要,财政教育支出缩小来自不同收入水平家庭的人力资本投资差异的作用越来越大,代际收入弹性变小,代际收入流动性得到提高。如图 1 中的情形,代际收入弹性随着财政教育支出的增长而下降,且下降得越来越快。

表 8 第 1 列是对应的参数部分的估计结果,人均教育事业费支出对子代收入的弹性为 0.281,在 1% 的置信水平上统计显著。教育事业费支出对子代收入存在两种影响:一是它能改善所有家庭对子代的人力资本投资,进而提高他们的收入水平;另一是,相对于高收入家庭的孩子而言,教育事业费支出更能促进低收入家庭对孩子的入人力资本投资。前一种影响可以提高所有人的入人力资本投资水平,^①后一种影响可以缩小不同收入水平的家庭对孩子入人力资本投资的差距,这也是本文所关注的。其他系数的大小与线性模型的结果相近。

表 8 基于父亲两期平均收入的半参数模型回归结果

	1	2	3	4
人均教育事业费支出	0.281 ***			0.318 ***
人均文教科卫支出		0.205 **		
人均预算内地方财政支出			-0.085	
年龄	0.111	0.008	-0.026	-0.075
年龄平方	-0.000	0.002	0.002	0.002
父亲年龄	0.573	0.323	0.277	1.043
父亲年龄平方	-0.006	-0.004	-0.003	-0.011
年哑变量	是	是	是	是
常数项	-20.535 ***	-8.664 ***	-5.472 ***	-25.093 ***
宽窗	0.783	1.171	1.192	0.575

说明:第 4 列的 GLR 统计量为 159.10。

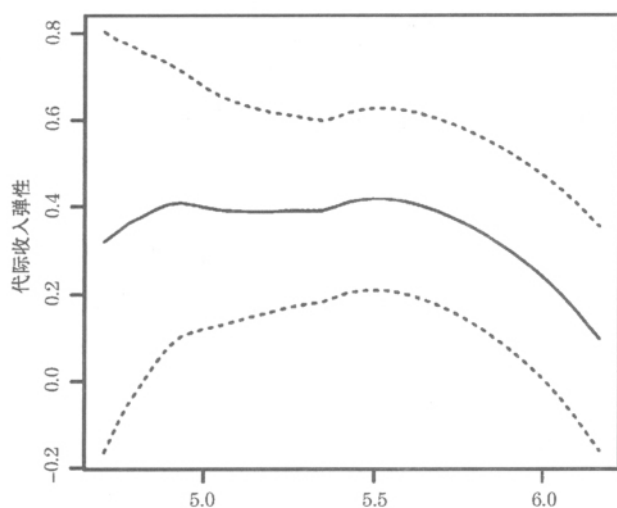
(四) 稳健性分析

为了进一步增强对于估计结果的信心,我们在此提供了三个稳健性检验:两个是利用不同类型财政支出与入人力资本投资的关系,一个是考虑不同年龄阶段的父亲收入对于估计结果的可能影响。

考虑到财政教育支出作用于代际收入流动性的途径在于入人力资本投资,我们可以

^① 这可能表明在中国至少大部分家庭在进行入人力资本投资时会受到借贷约束限制。

假设所有涉及人力资本投资的财政支出都会有类似的效果,而与人力资本投资关系不密切的财政支出的作用应该不那么明显。在此,我们分别以人均文教科卫支出和人均预算内地方财政支出来替代人均教育事业费支出估计模型(4)。



文教科卫支出

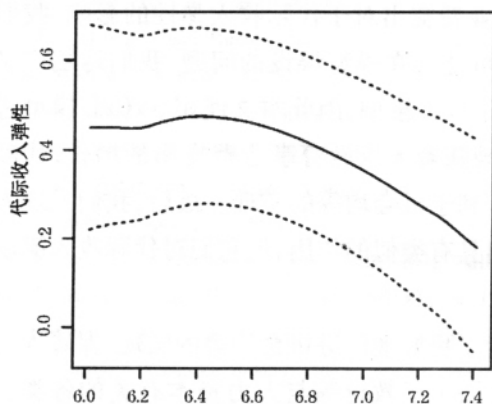
图2 父亲收入系数与文教科卫支出

表8第2列和图2分别显示了以文教科卫支出代替教育事业费支出的参数部分和可变系数部分的经验检验结果。^①当文教科卫支出小于5.5时,父子间代际收入弹性保持在0.4左右;^②当文教科卫支出超过5.5之后,代际收入弹性开始下降。整体而言,图2中代际收入弹性比图1中的代际收入弹性的下降幅度要平缓一些。在县级的文教科卫支出中,科学事业费支出所占比重很小,几乎可以忽略不计;文化事业费支出包含了关

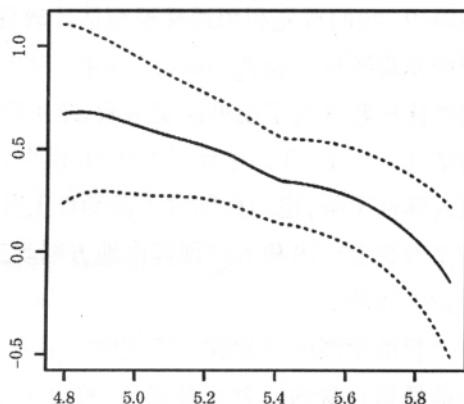
于广播电视等方面的财政支出,这与人力资本投资的联系显然不如教育事业费支出直接;卫生事业费支出在文教科卫4项支出中一般居于第2位,仅次于教育事业费支出所占比重,该项支出面向所有群体,而非仅针对孩子。文教科卫支出虽然与人力资本投资有联系,但是教育事业费支出与人力资本投资的关系更为密切和直接,进而文教科卫支出对于缩小不同收入家庭的人力资本投资差异的作用比教育事业费支出也就要小些。这也就是为什么图2中代际收入弹性下降幅度更为平缓。参数部分的结果与第1列教育事业费支出的估计结果类似,只是文教科卫支出的系数比教育事业费支出的系数要小些。

^① 我们针对文教科卫支出和预算内地方财政支出均做了模型设定检验,如表7第2和3行所示,对于文教科卫支出和预算内地方财政支出,我们都应当采用半参数可变系数部分线性模型。表8第2和3列则表明它们对应的最优宽窗分别为1.171和1.192。

^② 在最左端的部分有一个非常微小的代际收入弹性随文教科卫支出增长而上升的过程,其解释与图1相应部分相同。



预算内地方财政支出



教育事业费支出

图3 父亲收入系数与预算内地方财政支出 图4 父亲收入的系数为教育事业费支出的函数
(父子年龄 20~55 岁)

表8第3列和图3分别显示了预算内地方财政支出代替教育事业费支出的参数部分和可变系数部分的经验检验结果。在图3中,我们可以发现代际收入弹性随财政支出增长而下降的趋势非常平缓。这与经济理论的预期一致,同时也佐证了财政教育支出通过人力资本途径影响代际收入弹性和代际收入流动性的结论。

对于子代人力资本投资影响更为直接的父亲收入应当是子代处于学龄时期的父亲收入。出于样本量的考虑,本文选取的是65岁以下父亲收入。为了检验父亲收入的年龄限制是否会影响本文结论,我们将获得父子收入数据的年龄限制在20~55岁的范围内,再次估计了模型(4)。表8第4列和图4分别显示了参数部分和可变系数部分的经验检验结果,将其与表8第1列和图1比较,我们可以发现基于16~65岁和20~55岁两个不同父子年龄范围的样本所得到的经验检验结果都非常相似。这缓解了我们对于父亲收入选取时期的担忧。

六 结论

基于来自“中国健康与营养调查”的个人数据和各类统计年鉴的各县财政支出数据,本文运用SVCPL模型发现政府教育支出能提高代际收入流动性,有利于实现机会

均等。^① 我们首先利用线性模型估计教育事业费支出对于代际收入弹性的影响,我们未能发现统计上显著的证据。其次,考虑到可能存在模型误设的问题,我们运用广义似然比检验进行了模型设定检验,结果拒绝了线性模型,因此本文使用 SVCPL 模型进行估计。再次,我们估计了 SVCPL 模型,发现随着人均教育事业费支出的增长,代际收入弹性下降,也即代际收入流动性上升,有利于机会均等的实现。最后,我们发现人均文教科技支出和人均预算内地方财政支出具有类似的作用,但它们对代际收入流动性影响较弱。

目前中国的代际收入流动性并不高。为了更好地促进机会均等的实现,保障人人都能凭借自身的努力获得成功,政府可以增加用于教育等与人力资本有关的各类支出。当然,本文也存在一些不足。理论上来说,利用外生变动的财政(教育)支出可以避免内生性的问题。相对来说,比较幸运的是,我们使用的是各个县的财政支出数据,且主要是 20 世纪 80 年代和 90 年代的早期数据。在这一时期的县城和农村,农民的迁移行为并不普遍,这有利于缓解我们所担心的内生性问题。

参考文献:

- 齐豪、杨斌、周波(2010):《中国居民代际收入弹性的度量与分析》未发表。
- 王海港(2003):《中国居民收入分配的代际流动》,《经济科学》第2期。
- 姚先国、赵丽秋(2006):《中国代际收入流动与传递路径研究:1989-2000》未发表。
- Aaronson, Daniel and Mazumder, Bhashkar. "Intergenerational Economic Mobility in the US: 1940 to 2000." *Journal of Human Resources*, 2008, 43(1), pp. 139-172.
- Becker, Gary S. and Tomes, Nigel. "An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility." *Journal of Political Economy*, 1979 87(6), pp. 1153-1189.
- Black, Sandra E. and Devereux, Paul J. "Recent Developments in Intergenerational Mobility." *NBER Working Paper*, No. 15889, 2010.
- Bjorklund, Anders and Jantti, Markus. "Intergenerational Income Mobility in Sweden Compared to the United States." *American Economics Review*, 1997, 87(5), pp. 1009-1018.
- Corak, Miles and Heisz, Andrew. "The Intergenerational Earnings and Income Mobility of Canadian men: Evidence from Longitudinal Income Tax Data." *Journal of Human Resources*, 1999, 34(3), pp. 504-533.
- Couch, Kenneth A. and Dunn, Thomas A. "Intergenerational Correlations in Labor Market Status: A Comparison of the United States and Germany." *Journal of Human Resources*, 1997, 32(1), pp. 210-232.
- Dearden, Lorraine; Machin, Stephen and Reed, Howard. "Intergenerational Mobility in Britain." *Economic*

① 当然,我们不认为政府只能通过人力资本一个途径来影响代际收入流动性,政府(教育)支出影响孩子的教育投资或者人力资本投资,进而影响代际收入流动性只是政府影响代际收入流动性的一种重要机制,这并不排除其他机制的存在和作用。

Journal , 1997 , 107(1) , pp. 47 – 66.

Fan , Jianqing and Huang , Tao. “Profile Likelihood Inferences on Semiparametric Varying – coefficient Partially Linear Models. ” *Bernoulli* , 2005 , 11(6) , pp. 1031 – 1057.

Fan , Jianqing; Zhang , Chunming and Zhang , Jian. “Generalized Likelihood Ratio Statistics and Wilks Phenomenon. ” *Annual of Statistics* , 2001 , 29(1) , pp. 153 – 193.

Gong , Cathy Honge; Leigh , Andrew and Meng , Xin. “Intergenerational Income Mobility in Urban China. ” IZA Discussion Paper , No. 4811 , 2010.

Haider , Steven and Solon , Gary. “Life – cycle Variation in the Association between Current and Lifetime Earnings. ” *American Economic Review* , 2006 , 96(4) , pp. 1308 – 1320.

Ichino , Andrea; Karabarbounis , Loukas and Moretti , Enrico. “The Political Economy of Intergenerational Income Mobility. ” *Economic Inquiry* , 2011 , 49(1) , pp. 47 – 69.

Jantti Markus; Bratsberg ,Bernt; Roed ,Knut; Raaum ,Oddbjorn; Maylor ,Robin; Osterbacka ,Eva; Bjorklund ,Anders and Eriksson ,Tor. “American Exceptionalism in a New Light: A Comparison of Intergenerational Earnings Mobility in the Nordic Countries ,the United Kingdom and the United States. ” IZA Discussion Paper ,No. 1938 ,2006.

Lee , Chul – In and Solon , Gary. “Trends in Intergenerational Income Mobility. ” *Review of Economics and Statistics* , 2009 , 91 , pp. 766 – 772.

Lillard , Lee A. and Kilburn , M. Rebecca. “Intergenerational Earnings Links: Sons and Daughters. ” Labor and Population Program Working Paper Series 95 – 17 , 1995.

Mayer , Susan E. and Lopoo , Leonard M. “Government Spending and Intergenerational Mobility. ” *Journal of Public Economics* , 2008 , 92(1) , pp. 139 – 158.

Mazumder , Bhashkar. “Fortunate Sons: New Estimates of International Mobility in the United States Using Social Security Earnings Data. ” *Review of Economics and Statistics* , 2005 , 87(2) , pp. 235 – 255.

Muller , Sean. “Another Problem in the Estimation of Intergenerational Income Mobility. ” *Economics Letters* , 2010 , 108(3) , pp. 291 – 295.

Pekkarinen , Tuomas; Uusitalo , Roope and Kerr , Sari. “School Tracking and Intergenerational Income Mobility: Evidence from the Finnish Comprehensive School Reform. ” *Journal of Public Economics* , 2009 , 93(7 – 8) , pp. 965 – 973.

Solon , Gary “Intergenerational Income Mobility in the United States. ” *American Economic Review* , 1992 , 82(3) , pp. 393 – 408.

Solon , Gary “Intergenerational Mobility in the Labor Market. ” in Orley Ashenfelter and David Card eds. , *Handbook of Labor Economics* , Amsterdam: North Holland , 1999.

Solon , Gary “Cross – country Differences in Intergenerational Earnings Mobility. ” *Journal of Economic Perspectives* , 2002 , 16(3) , pp. 59 – 66.

Solon , Gary “A Model of Intergenerational Mobility Variation over Time and Place. ” in Miles Corak eds. , *Generational Income Mobility in North America and Europe* , Cambridge: Cambridge University Press , 2004.

Zimmerman , D. J. “Regression Toward Mediocrity in Economic Stature. ” *American Economic Review* , 1992 , 82(3) , pp. 409 – 429.

(截稿: 2012 年 9 月 责任编辑: 王徽)